

Voňková, Hana; Papajoanu, Ondřej; Boško, Martin

Heterogenita ve způsobu odpovídání na dotazníkové položky u českých žáků v PISA 2012 : analýza dle kraje, typu a velikosti školy

Studia paedagogica. 2022, vol. 27, iss. 3, pp. [127]-159

ISSN 1803-7437 (print); ISSN 2336-4521 (online)

Stable URL (DOI): <https://doi.org/10.5817/SP2022-3-5>

Stable URL (handle): <https://hdl.handle.net/11222.digilib/digilib.77158>

Access Date: 21. 02. 2024

Version: 20230115

Terms of use: Digital Library of the Faculty of Arts, Masaryk University provides access to digitized documents strictly for personal use, unless otherwise specified.

HETEROGENITA VE ZPŮSOBU ODPOVÍDÁNÍ NA DOTAZNÍKOVÉ POLOŽKY U ČESKÝCH ŽÁKŮ V PISA 2012: ANALÝZA DLE KRAJE, TYPU A VELIKOSTI ŠKOLY

HETEROGENEITY IN REPORTING BEHAVIOR IN SURVEYS
OF CZECH STUDENTS IN PISA 2012: ANALYSIS ACCORDING
TO REGION, TYPE, AND SIZE OF SCHOOL

Hana Voňková^a, Ondřej Papajoanu^a, Martin Boško^a

^a Pedagogická fakulta, Univerzita Karlova

ABSTRAKT

Rozdíly ve způsobu odpovídání na dotazníkové položky mezi žáky mohou zkreslit data (nejen) z mezinárodních výzkumů. Na vzorku z PISA 2012 zkoumáme, jak se liší způsob odpovídání českých žáků s vybranými charakteristikami (gender, vzdělání rodičů) na různých školách (kraj, typ a velikost školy) a jak způsob odpovídání souvisí s jejich výsledky v testech. Způsob odpovídání určujeme pomocí identifikace tendence souhlasit, analýzy chybějících odpovědí, metody identifikace nadhodnocování vlastních znalostí (MINa) a hodnocení ukotvujících vinět. Významné rozdíly ve způsobu odpovídání mezi žáky jsou zejména dle kraje, typu školy a genderu, a to například v hodnocení ukotvujících vinět popisujících nejnižší úroveň učitelova řízení třídy. Výsledky žáků v testech výrazně souvisejí se způsobem odpovídání na individuální i školní úrovni, např. korelace mezi čtenářskou gramotností a MINa indexem přesnosti je 0,49 a 0,71. Další výzkum se může zaměřit i na jiné přístupy, např. analýzu časů odpovídání na položky.

KLÍČOVÁ SLOVA

PISA; identifikace tendence k volbě určitých škálových kategorií bez ohledu na obsah položek; analýza chybějících odpovědí; metoda identifikace nadhodnocování vlastních znalostí; ukotvující viněty

ABSTRACT

Differences in reporting behavior among students can bias data (not only) in international surveys. Using PISA 2012 data, we analyze the differences in reporting behavior of Czech students with selected characteristics (gender, parents' education) at various schools (region,

school type, and school size) and the relationship between their reporting behavior and test results. We identify reporting behavior using acquiescence response style identification, item nonresponse analysis, overclaiming technique (OCT), and anchoring vignettes. There were notable differences in reporting behavior particularly between regions, school types, and genders, such as in the evaluations of the lowest level classroom management vignette. Student test results are markedly related to their reporting behavior at both individual and school levels; for example, the correlations between reading literacy and OCT accuracy are 0.49 and 0.71, respectively. Future research may focus on different approaches, e.g., item response time analysis.

KEYWORDS

PISA; response styles identification; item nonresponse analysis; overclaiming technique; anchoring vignettes

KORESPONDUJÍCÍ AUTORKA

Hana Voňková, Pedagogická fakulta, Univerzita Karlova, Magdalény Rettigové 4, 116 39 Praha 1

e-mail: hana.vonkova@pedf.cuni.cz

Úvod

Mezinárodní srovnávací výzkumy ve vzdělávání (např. „Programme for International Student Assessment“, PISA) hrají klíčovou roli v hodnocení vzdělávacích systémů (Bertling et al., 2016). Jejich cílem je poskytovat vzdělávací indikátory, na jejichž základě by bylo možné porovnávat vzdělávací systémy v různých zemích mezi sebou a v průběhu času (Jude & Kuger, 2018). V posledních letech se stále více orientují, kromě výsledků žáků v testech z různých oblastí, i na klíčové nekognitivní koncepty (Bertling et al., 2016). Příkladem nekognitivních konceptů z šetření PISA z oblasti motivace je např. zájem o matematiku (*mathematics interest*), z oblasti osobnosti pak např. vytrvalost (*perseverance*; Lee & Stankov, 2018). Žákovské dotazníky z mezinárodních srovnávacích výzkumů přinášejí velké množství cenných informací o žácích, jejich chování, postojích a zkušenostech se školou a vzděláváním.

S rostoucím zaměřením na různé nekognitivní koncepty vzrůstají i nároky kladené na jejich přesné měření (Bertling et al., 2016), které často provádíme pomocí dotazníků se (sebe)hodnotícími položkami (Duckworth & Yeager, 2015). Data získaná pomocí dotazníků mohou být nepřesná v důsledku různých typů zkreslení (*bias*), kdy změřené rozdíly mezi žáky v rámci určitého konceptu (např. motivace k učení) neodpovídají reálným rozdílům v tomto konceptu (více např. Van de Vijver & Tanzer, 2004; Voňková, 2017). V literatuře jsou pak rizika spojená s měřením pomocí dotazníkových položek široce diskutována, a to zvláště v kontextu rozdílů ve způsobu odpovídání mezi různými skupinami respondentů (např. Bertling et al., 2016;

Duckworth & Yeager, 2015). Tyto rozdíly totiž mohou zkreslovat výsledky výzkumů, v rámci kterých jsou porovnávány různé skupiny žáků, a vést výzkumníky k nepřesným závěrům.

V současné literatuře, která využívá data z mezinárodního šetření PISA, byla zdokumentována řada paradoxních zjištění, kdy mnoho dotazníkových škál (např. motivace k učení se matematice) koreluje s testovými výsledky žáků pozitivně na individuální úrovni v rámci jednotlivých zemí, ale při agregaci dat na úrovni zemí je korelace negativní (např. He & Van de Vijver, 2016b; Kyllonen & Bertling, 2013). Podobné anomální výsledky byly zdokumentovány také při porovnávání skupin žáků v rámci jednotlivých zemí (např. Vonkova & Hrabak, 2015; West et al., 2016). Například čeští žáci středních škol se zaměřením na informatiku reportují v průměru (ač nesignifikantně) nižší úroveň znalostí z informatiky oproti žákům studujícím obory bez zaměření na informatiku (Vonkova & Hrabak, 2015). Tato paradoxní zjištění bývají interpretována právě rozdíly ve způsobu odpovídání na dotazníkové položky mezi žáky. V současné době jsou tak hledány a rozvíjeny metodologické přístupy, které by umožňovaly tyto rozdíly mezi žáky identifikovat. Pomocí těchto přístupů se pak dále zkoumá, jak způsob odpovídání souvisí s charakteristikami žáků (např. Fell et al., 2019; He et al., 2020).

1 Přístupy k identifikaci rozdílů ve způsobu odpovídání

Metodologické přístupy k identifikaci rozdílů ve způsobu odpovídání na dotazníkové položky jsou v pedagogickém výzkumu využívány i v kontextu PISA (např. He & Van de Vijver, 2016b; Kyllonen & Bertling, 2013; Vonkova et al., 2018a; Zamarro et al., 2019). Jedním z aktuálních trendů je využívání vícero metodologických přístupů k co možná nejkomplexnějšímu zachycení rozdílů ve způsobu odpovídání mezi žáky (např. He & Van de Vijver, 2016a, 2016b; He et al., 2020), jelikož každý z těchto přístupů zachycuje různé aspekty toho, jak se žáci chovají při odpovídání na dotazníkové položky. Tyto přístupy se dají rozdělit na dvě skupiny dle toho, zdali zachycují 1) rozdíly v užívání škál mezi respondenty či 2) rozdíly v míře jejich úsilí při odpovídání na dotazníkové položky.

1.1 *Přístupy k identifikaci rozdílů v užívání škál*

1.1.1 Identifikace tendence k volbě určitých škálových kategorií bez ohledu na obsah položek

V rámci tohoto metodologického přístupu dochází k identifikaci obecné tendence respondenta k volbě určitých škálových kategorií, a to bez ohledu na obsahové zaměření dotazníkových položek. Bývá rozlišováno několik dílčích stylů odpovídání (Baumgartner & Steenkamp, 2001; Buckley, 2009), např.

tendence volit souhlasné kategorie (*acquiescence response style*), tendence volit ne-souhlasné kategorie (*disacquiescence response style*), tendence volit extrémní kategorie (*extreme response style*) či náhodný styl odpovídání (*noncontingent responding*).

V zahraniční literatuře existují sekundární analýzy dat PISA o rozdílech v tendencích k volbě určitých škálových kategorií bez ohledu na obsah položek mezi žáky z různých zemí (např. Buckley, 2009; He & Van de Vijver, 2016b). V české literatuře o tomto přístupu teoreticky pojednali např. Čeněk a Urbánek (2019) nebo Voňková (2017).

1.1.2 Metoda identifikace nadhodnocování vlastních znalostí

Metoda identifikace nadhodnocování vlastních znalostí MINa (Paulhus et al., 2003) je založena na principu, kdy je respondentovi předložena série dotazníkových položek a respondent hodnotí na škále míru svojí obeznamnosti s každou z nich. Mezi těmito položkami jsou jednak existující pojmy z určité oblasti (např. fyzika, geografie, historie), ale též neexistující položky (obvykle okolo 20 %).

V zahraniční literatuře je vedena debata o tom, co jednotlivé indexy počítané v rámci této metody zachycují či reflektují, a to zejména v kontextu čtyř výzkumných oblastí: 1) tendence prezentovat sebe sama v lepším světle, 2) zkreslení v rámci kognitivních procesů, 3) kognitivní schopnosti jedince a 4) kreativní projevy jedince (Goecke et al., 2020). V šetření PISA 2012 pak byla metoda aplikována v rámci snah o zlepšení mezinárodní porovnatelnosti dat (OECD, 2014). Díky implementaci MINa položek v rámci žákovského dotazníku v PISA 2012 bylo možné analyzovat rozdíly ve způsobu odpovídání na MINa položky napříč žáky z různých zemí (např. He & Van de Vijver, 2016b; Vonkova et al., 2018a) i mezi různými skupinami žáků v rámci dílčích zemí (např. Spojených států amerických; viz např. Yang et al., 2019).

V české odborné literatuře se tímto metodologickým přístupem zabývali například Minarčíková et al. (2017), základní principy pak popsala Voňková (2017). Kromě dílčích zjištění na vzorcích českých žáků – prezentovaných v rámci konferenčních vystoupení (např. Štípek et al., 2018), vysokoškolských závěrečných prací (např. Černá, 2017) či jako součást odborných článků (např. Černochová et al., 2018) – jsme si vědomi zatím pouze jedné komplexní analýzy způsobu odpovídání na MINa položky provedené na velkém vzorku českých žáků v oblasti informačních a komunikačních technologií (Vonkova et al., 2021b).

1.1.3 Analýza hodnocení ukotvujících vinět

Ukotvující viněty (King et al., 2004) jsou krátké příběhy, které popisují hypotetickou osobu s určitou úrovní dané proměnné (např. postoje ke škole; pro příklad ukotvující viněty viz kapitolu Metody). Tím, že všichni respondenti hodnotí stejné viněty, mohou být rozdíly v hodnocení vinět mezi jed-

notlivými respondenty interpretovány jako rozdíly v tom, jakým způsobem užívají škálu. Škálová hodnocení jednotlivých vinět tedy mohou sloužit jako indikátory způsobu odpovídání respondentů.

V zahraniční literatuře o vzdělávání je využití metody ukotvujících vinět stále poměrně řídké (pro přehled viz např. Voňková et al., 2016), zařazení ukotvujících vinět v rámci žákovského dotazníku v PISA 2012 a 2015 však umožnilo vznik několika analýz, které zkoumají rozdíly v užívání škál respondenty napříč různými zeměmi (např. He & Van de Vijver, 2016b; Vonkova et al., 2018b).

V české literatuře byla metoda ukotvujících vinět společně s detaily různých přístupů ke statistickému zpracování dat v rámci této metody představena Voňkovou (2012, 2017). Byly rovněž publikovány studie, které využívají tento metodologický přístup a které prezentují informace o užívání škál českými žáky napříč různými oblastmi, konkrétně v oblasti školního podvádění (Vonkova et al., 2017), spokojenosti se životem (Vonkova, 2019), obecných znalostí a dovedností z informatiky (Vonkova & Hrabak, 2015) a znalostí a dovedností v dílčí oblasti online komunikace (Vonkova et al., 2022).

1.2 Přístupy k identifikaci rozdílů v míře úsilí při odpovídání

Tyto přístupy zachycují rozdíly v míře úsilí, jakou respondenti věnují odpovídání na dotazníkové položky. Typicky nevyžadují implementaci dalších položek v dotazníku. V naší studii využíváme analýzu chybějících odpovědí.

1.2.1 Analýza chybějících odpovědí

Analýza chybějících odpovědí v datových souborech a vývoj technik, jak se s chybějícími odpověďmi respondentů vypořádat, má dlouhou tradici (viz např. Enders, 2010). V současné zahraniční literatuře je míra chybějících odpovědí v dotazníku zkoumána i jako ukazatel míry angažovanosti respondentů při vyplňování dotazníku a jako potenciální alternativní indikátor nekognitivních dovedností žáků jako houževnatost (*grit*; viz např. Hitt et al., 2016; Soland et al., 2019). V PISA Zamarro et al. (2019) našli rozdíly v této míře mezi různými zeměmi (např. vysokou míru ve Spojených státech, nízkou míru v Hongkongu).

2 Cíl a výzkumné otázky

Předchozí výzkumy naznačují, že odpovídání na dotazníkové položky se může lišit v závislosti na školních charakteristikách, ale i genderu a socio-ekonomickém zázemí žáků (např. Vonkova et al., 2017, 2021b; West et al., 2016). Užití přístupů k identifikaci rozdílů ve způsobu odpovídání na dotazníkové položky je však na vzorcích českých žáků zatím spíše řídké a v rámci mezinárodních srovnávacích výzkumů ve vzdělávání, pokud víme, chybí.

Zároveň v české literatuře chybí empirická analýza využívající více měr způsobu odpovídání k zachycení různých aspektů toho, jak se respondenti při odpovídání na dotazníkové položky chovají. Studie využívající více měr způsobu odpovídání v kontextu PISA jsou pak relativně řídké i v mezinárodním kontextu (He & Van de Vijver, 2016a, 2016b; He et al., 2020; Kyllonen & Bertling, 2013). Tato studie tuto mezeru hodlá zaplnit.

Ve studii využíváme 1) identifikaci tendence souhlasit bez ohledu na obsah položek, 2) analýzu chybějících odpovědí na položky, 3) metodu identifikace nadhodnocování vlastních znalostí a 4) ukotvující viněty. Každý z těchto přístupů pomáhá zachytit specifické aspekty způsobu odpovídání respondentem a přispívá tak k co možná nejkompexnějšímu zachycení chování respondenta při odpovídání v dotazníku.

Tendence souhlasit nám umožňuje zachytit, jak žáci volí souhlasné kategorie napříč obsahově různě zaměřenými položkami s Likertovou škálou. Užívání škály zachycují i ukotvující viněty, avšak oproti tendenci souhlasit zachycují toto užívání v rámci konkrétního konceptu pomocí popisů hypotetických osob. Vzhledem k užití ukotvujících vinět popisujících různé úrovně konceptu lze navíc i zachytit, jak se užívání škály u žáků liší v závislosti na úrovni daného konceptu, na což se identifikace tendence souhlasit nezaměřuje. Míra chybějících odpovědí nám zase poskytuje informaci o nedbalém či vyhýbavém chování a vychází ze všech položek v dotazníku. Míry vycházející z metody identifikace nadhodnocování vlastních znalostí pak umožňují zachytit, na rozdíl od ostatních přístupů, aspekty odpovídání žáků u položek ve znalostní oblasti. Simultánním užitím všech těchto přístupů tak vytváříme komplexní profil způsobu odpovídání různých skupin českých žáků, čímž rozšiřujeme dosavadní výzkumy u českých žáků v této oblasti.

Cílem naší studie je pomocí různých metodologických přístupů identifikovat, jak se způsob odpovídání na dotazníkové položky liší mezi různými skupinami českých žáků a jak způsob odpovídání souvisí s výkony žáků v testech matematické, přírodovědné a čtenářské gramotnosti.

Výzkumné otázky jsou:

- 1) Jak se liší způsob odpovídání na dotazníkové položky identifikovaný pomocí různých metodologických přístupů (identifikace tendence k volbě určitých škálových kategorií bez ohledu na obsah položek, analýzy chybějících odpovědí, metody identifikace nadhodnocování vlastních znalostí a ukotvujících vinět) mezi žáky s vybranými charakteristikami (gender, vzdělání rodičů) z různých škol dle kraje, ve kterém se nacházejí, jejich typu a velikosti?
- 2) Jak souvisí způsob odpovídání na dotazníkové položky identifikovaný pomocí různých metodologických přístupů s výsledky žáků v testech matematické, přírodovědné a čtenářské gramotnosti?

3 Metody

3.1 Vzorek

Výzkumný vzorek tvoří čeští žáci, kteří participovali na mezinárodním srovnávacím šetření PISA 2012. Jednalo se o žáky narozené v roce 1996 navštěvující sedmý a vyšší ročník školní docházky, převážně však žáky devátých ročníků základních škol a prvních ročníků středních škol (Palečková et al., 2013). Při sběru dat PISA 2012 byla stratifikace podle krajů používána u základních škol (ZŠ) a víceletých gymnázií (VG) na úrovni devátého ročníku školní docházky (Palečková et al., 2013). Zároveň byl pro tyto dva druhy škol vzorek navýšen tak, aby bylo možné porovnávat výsledky žáků mezi jednotlivými kraji. To nám umožňuje provést porovnání způsobů odpovídání žáků právě pro kraje a dva důležité typy škol: ZŠ a VG.

Použili jsme data získaná z PISA 2012, přičemž stratifikační proměnné byly identifikovány na základě oficiální příručky k němu (OECD, n. d.). Oficiální české překlady dotazníků pak byly získány od České školní inspekce (2022). Na základě stratifikačních proměnných jsme identifikovali:

- **kraj**, ve kterém se nachází škola žáka: pro každý z krajů v České republice jsme vytvořili dummy proměnnou, například „Praha“ (výčet všech krajů se nachází v tabulce 1);
- **typ školy**: používáme dummy proměnné „víceleté gymnázium“ a „základní škola“.

Na základě položek *SC07Q01* a *SC07Q02* školního dotazníku jsme identifikovali:

- **velikost školy**: žáky jsme rozdělili na třetiny dle velikosti školy, do které docházejí. Pro dolní třetinu žáků ve školách s méně než 449 žáky jsme vytvořili dummy proměnnou „malá škola“, pro druhou třetinu žáků ve školách do 673 žáků proměnnou „středně velká škola“ a pro poslední třetinu žáků „velká škola“.

Na základě odpovědi žáka na položky žakovského dotazníku *ST04Q01*, *ST13*, *ST14*, *ST17* a *ST18* jsme identifikovali:

- **zda je dívka nebo chlapec**: používáme dummy proměnnou „dívka“;
- **nejvyšší vzdělání rodičů žáka**: používáme dummy proměnné \leq *ISCED 3B*, *3C*, dále *ISCED 3A*, *4*, a pro nejvyšší stupeň \geq *ISCED 5B*.

Pro výpočet měř způsobů odpovídání žáků jsme využívali další data získaná ze žakovského dotazníku (viz další část).

Způsoby odpovídání studujeme ve vztahu k výsledkům žáků v testech. Výsledky žáků v testech jsou vzhledem k designu studie PISA (žákům je předložen výběr testových položek) reprezentovány pomocí *plausible values*, tedy odhadů jeho testového výsledku (Straková, 2016). Používáme všech pět *plausible values* pro každou z oblastí: *PV1MATH* až *PV5MATH* pro matematickou gramotnost, *PV1SCIE* až *PV5SCIE* pro přírodovědnou gramotnost a *PV1READ* až *PV5READ* pro čtenářskou gramotnost. Pro výpočet deskriptivních statistik a odhady regresních parametrů využíváme váhy proměnné *W_FSTUWT* označující *final student weight* a *W_FSTR1* až *W_FSTR80* označující 80 *replicate weights* (OECD, 2009, 2014) z žakovského datového souboru. S *plausible values* i s váhami pracujeme v souladu s „PISA Data Analysis Manual“ (OECD, 2009).

Analyzujeme data od 2989 žáků, pro něž máme k dispozici údaje o jejich škole (kraj, typ, velikost) a jejich základních charakteristikách (dívka/chlapec, nejvyšší vzdělání rodičů).

3.2 Míry způsobů odpovídání v dotazníku

V této podkapitole prezentujeme základní popis měř způsobu odpovídání na dotazníkové položky. Detailní popis výpočtu jednotlivých měř a jejich škál se pak nachází v příloze A.

Míra tendence volit souhlasné kategorie (*acquiescence response style; ARS*)

Tato míra stylu odpovídání zachycuje tendenci uvádět souhlasnou odpověď bez ohledu na obsahové zaměření otázek (Baumgartner & Steenkamp, 2001). Konkrétně odpovídá tomu, u kolika procent odpovědí na položky s Likertovou škálou: rozhodně souhlasím – souhlasím – nesouhlasím – rozhodně nesouhlasím zvolil žák škálovou kategorii „rozhodně souhlasím“.

Míra chybějících odpovědí (*nonresponse rate; nonresp*)

Tato míra vyjadřuje procento otázek z celého dotazníku, které žák nezodpověděl, ač k tomu měl příležitost.

Index přesnosti (*Index of Accuracy; IA*)

Jedná se o základní index počítaný v rámci MINa (Paulhus, 2011; Vonkova et al., 2018a). Vyjadřuje přesnost žáků při rozlišování existujících položek v matematice a neexistujících položek na základě reportované obeznámenosti s těmito položkami. Příkladem existujících položek byla „exponenciální funkce“ či „lineární rovnice“ a příkladem neexistujících položek bylo „konjunktivní měřítko“ či „deklarativní zlomek“.

Index exagerace (*Index of Exaggeration; IE*)

Jedná se o druhý základní index počítaný v rámci MINa (Paulhus, 2011; Vonkova et al., 2018a). Vyjadřuje, do jaké míry uvádějí žáci obeznamenost se všemi položkami, tedy bez ohledu na to, zdali jsou existující či neexistující.

Hodnocení vinět o učitelově řízení třídy (*Classroom management vignettes; CM1, CM2, CM3*)

Při hodnocení vinět o učitelově řízení třídy vyjadřuje žák míru souhlasu na Likertově škále *rozhodně souhlasím, souhlasím, nesouhlasím, rozhodně nesouhlasím* s tvrzením „Pan/í učitel/ka [příjmení] má nad děním ve třídě kontrolu.“ Pro účely analýzy byly odpovědi kódovány tak, že vyšší hodnota odpovídá vyšší míře souhlasu žáka s tím, že má daný učitel nad děním ve třídě kontrolu (1 = rozhodně nesouhlasím, ..., 4 = rozhodně souhlasím). V žakovském dotazníku jsou zahrnuty celkem tři viněty popisující rozdílnou úroveň kontroly učitele nad děním ve třídě. Příkladem viněty popisující nejnižší úroveň řízení třídy je:

Přečti si popisy tří učitelů matematiky a pak se rozhodni, do jaké míry souhlasíš s tvrzeními na konci popisů.

(CM1) Žáci ve třídě pana učitele Krátkého v jeho hodinách často vyrušují. Pan učitel kvůli tomu často chodí do hodiny s pětiminutovým zpožděním.

Pan učitel Krátký má nad děním ve třídě kontrolu.

V analýze užíváme hodnocení všech tří vinět (pro znění zbývajících vinět viz přílohu A), čímž můžeme studovat rozdíly, jak jsou žáci přísní při hodnocení učitele s rozdílnou úrovní kontroly nad svou třídou. Pokud například žák A hodnotí určitou vinětu škálovou kategorií „rozhodně nesouhlasím“ a žák B volí kategorii „nesouhlasím“, lze jejich odpovědi interpretovat tak, že žák A je přísnější (má vyšší standardy pro hodnocení) než žák B.

4 Výsledky

4.1 Charakteristika výzkumného vzorku a měř způsobu odpovídání

Základní charakteristiky výzkumného vzorku se nacházejí v tabulce 1.

Tabulka 1

Základní charakteristiky výzkumného vzorku

charakteristiky respondentů	%	<i>n</i>
kraj školy		
Praha	9,50	284
Středočeský	7,40	221
Plzeňský	6,39	191
Karlovarský	3,18	95
Ústecký	9,67	289
Jihočeský	7,20	215
Liberecký	5,05	151
Královéhradecký	8,37	250
Pardubický	4,52	135
Vysočina	6,79	203
Jihomoravský	9,04	270
Olomoucký	7,06	211
Moravskoslezský	8,47	253
Zlínský	7,36	220
typ školy		
základní škola	59,27	1 771
víceleté gymnázium	40,73	1 217
velikost školy		
malá	33,07	988
středně velká	33,97	1 015
velká	32,97	985
gender		
dívka	49,33	1 474
chlapec	50,67	1 514
vzdělání rodičů		
≤ ISCED 3B, 3C	14,26	426
ISCED 3A, 4	41,83	1 250
≥ ISCED 5B	43,91	1 312

Pozn.: N je rovno 2988. Uváděné počty pozorování jsou pro všechny žáky, pro něž máme k dispozici kompletní údaje o jejich škole (kraj, typ, velikost), jejich základních socio-demografických charakteristikách (dívka/chlapec, nejvyšší vzdělání rodičů) a pro které máme hodnoty míry tendence souhlasit (ARS).

Pokud jde o jednotlivé kraje, distribuce je poměrně vyrovnaná, pohybuje se typicky mezi 6 až 10 % žáků v jednotlivých krajích. Výjimku tvoří pouze Liberecký, Pardubický a Karlovarský kraj s nižším zastoupením (3–5 %). V našem vzorku jsou ve větší míře zastoupeni žáci ZŠ (cca 60 %) oproti žákům VG (cca 40 %).

Podíl dívek a chlapců je vyrovnaný. Rozdělení nejvyššího vzdělání rodičů ukazuje, že téměř 44 % žáků má alespoň jednoho rodiče s úrovní vzdělání \geq *ISCED 5B*, 42 % žáků alespoň jednoho rodiče s úrovní vzdělání *ISCED 3A, 4* a přibližně 14 % žáků rodiče s nižším vzděláním (\leq *ISCED 3B, 3C*).

V tabulce 2 prezentujeme průměrné hodnoty pro jednotlivé míry způsobu odpovídání. Žáci v průměru rozhodně souhlasili s cca 16,4 % všech položek dotazníku a měli chybějící odpověď cca u 2,6 % položek. Průměrná hodnota indexu přesnosti je pozitivní, což znamená, že žáci v průměru reportovali vyšší obeznamenost s existujícími než neexistujícími položkami. Hodnota indexu exagerace je pak nižší než 0,5, což znamená, že žáci v našem vzorku v průměru hodnotili existující a neexistující položky pod středovou hodnotou škály („Slyšel/a jsem o tom několikrát“). Pokud jde o ukotvující viněty, průměrné hodnocení stoupá s úrovní učitelova řízení třídy popsané ve vinětě. Žáci v našem vzorku tedy v průměru percipovali úrovně popisovaného konceptu ve viněťách v souladu s jejich zamýšleným pořadím.

Tabulka 2

Průměrné hodnoty pro míry způsobu odpovídání na dotazníkové položky

míry způsobu odpovídání na dotazníkové položky	průměr	n
míra tendence souhlasit (ARS)	16,39	2 988
procento chybějících odpovědí (<i>nonresp</i>)	2,59	2 989
index přesnosti (IA)	0,38	1 848
index exagerace (IE)	0,43	1 848
hodnocení viněty 1 (nejnižší úroveň učitelova řízení třídy; CM1)	1,79	1 962
hodnocení viněty 2 (střední úroveň; CM2)	2,17	1 961
hodnocení viněty 3 (nejvyšší úroveň; CM3)	3,51	1 965

Pozn.: K výpočtu průměrů je využita váha W_{FSTUWT} z žakovského datového souboru. Počty pozorování pro jednotlivé míry se liší v závislosti na množství žáků, pro které byla dostupná nezbytná data (viz kapitolu Metody).

4.2 Školní a individuální faktory související se způsobem odpovídání na dotazníkové položky

Rozdíly v průměrných hodnotách jednotlivých měř způsobu odpovídání mezi různými skupinami respondentů prezentujeme v grafech 1B až 7B v příloze B, rozdíly jednotlivých měř zachycujících způsob odpovídání v krajích jsou v grafech 1C až 7C v příloze C. K výpočtu průměrných hodnot a jejich konfidenčních intervalů v těchto grafech byly využity *final student weight* (W_FSTUWT) a 80 *replicate weights* (W_FSTR1 až W_FSTR80). Odhady lineárního smíšeného regresního modelu pro jednotlivé míry jsou v tabulce 3.

Z deskriptivních výsledků (grafy 1C až 7C) je patrné, že extrémních hodnot v rámci vícero sledovaných měř dosahují zejména žáci z Karlovarského kraje, následování žáky z krajů Jihočeského, Královéhradeckého, Libereckého a Prahy. Výsledky regresní analýzy (tabulka 3) ukazují, že ve srovnání s Prahou je nejvíce signifikantně odlišných krajů zejména v případě ARS a hodnocení nejnižší úrovně učitelova řízení třídy. V porovnání s žáky z Prahy mají vyšší míru souhlasit zejména žáci v Libereckém kraji ($\beta = 4,51$), kde je efekt po očištění o další proměnné cca o 4,5 procentních bodů vyšší (rozsah škály 0 až 100). Žáci z Královéhradeckého kraje jsou pak oproti pražským žákům při hodnocení nejnižší úrovně řízení třídy signifikantně méně přísní (efekt po očištění o další proměnné $\beta = 0,33$, což odpovídá více než 10 % z celkové délky škály této míry; ordinální škála 1 až 4, vzdálenost mezi škálovými kategoriemi předpokládáme v tomto případě stejnou).

Pokud jde o index exagerace a hodnocení nejvyšší úrovně řízení třídy, statisticky signifikantní efekty v porovnání s Prahou v rámci exagerace byly nalezeny zejména v kraji Ústeckém (vyšší exagerace, $\beta = 0,05$) a Jihomoravském (nižší exagerace, $\beta = -0,04$), což je rozdíl téměř 10 % z celkové délky škály indexu (rozsah škály 0 až 1). U hodnocení nejvyšší úrovně řízení třídy byly efekty výrazné zejména v kraji Karlovarském (přísnější hodnocení, $\beta = -0,27$) a v Kraji Vysočina (mírnější hodnocení, $\beta = 0,17$), což je více než 14,6 % z celkové délky škály této míry (rozsah škály 1 až 4).

Pokud jde o typ školy, žáci z VG mají oproti žákům ze ZŠ v průměru (grafy 1B až 7B) nižší tendenci souhlasit (ARS), vyskytovalo se u nich méně chybějících odpovědí (*nonresponse*), jsou přesnější při rozlišování existujících a neexistujících položek v matematice (I4), mají vyšší hodnotu indexu exagerace (IE), jsou více přísní při hodnocení nejnižší a střední úrovně učitelova řízení třídy (CM1, CM2), ale jsou na druhou stranu mírně méně přísní při hodnocení nejvyšší úrovně učitelova řízení třídy (CM3). Tyto rozdíly, s výjimkou hodnocení nejvyšší úrovně učitelova řízení třídy, jsou statisticky signifikantní i po kontrole o další školní a individuální proměnné a jejich výše je do 10 % z celkové délky škály jednotlivých měř (tabulka 3).

Co do velikosti školy, vidíme, že se vzrůstajícím počtem žáků na škole v průměru (grafy 1B až 7B) klesá tendence žáků souhlasit a klesá i průměrná míra chybějících odpovědí. Naopak se vzrůstající velikostí školy stoupá průměrná hodnota indexu exagerace a přísnost při hodnocení nejnižší úrovně učitelova řízení třídy. U ostatních měř nepozorujeme jednoznačný trend. Výsledky regresní analýzy (tabulka 3) ukazují, že po kontrole dalších proměnných zůstávají signifikantní zejména efekty u žáků z velkých škol, kteří – v porovnání s žáky z malých škol – vykazují menší tendenci souhlasit, nižší přesnost, vyšší míru exagerace a jsou přísnější při hodnocení střední úrovně učitelova řízení třídy. Rozdíly jsou však poměrně malé a nepřesahují 2 % z celkové délky škály jednotlivých měř. Poznamenejme, že u velkých škol je odhadnutý regresní parametr pro index přesnosti negativní ve srovnání s malými školami, zatímco při porovnání průměrných hodnot (graf 3B) je rozdíl opačný, což lze například vysvětlit kontrolou dalších proměnných v rámci regrese, zejména typem školy.

V rámci naší analýzy jsme dále našli výrazné rozdíly ve způsobu odpovídání mezi dívkami a chlapci. Dívky vykazovaly v průměru (grafy 1B až 7B) nižší tendenci souhlasit, měly méně chybějících odpovědí a vykazovaly též vyšší přesnost při rozlišování existujících a neexistujících položek. Dívky v naší analýze byly v průměru přísnější při hodnocení nejnižší úrovně učitelova řízení třídy a mírnější při hodnocení nejvyšší úrovně učitelova řízení třídy. Všechny tyto rozdíly, s výjimkou tendence souhlasit, jsou statisticky signifikantní i po kontrole dalších proměnných v rámci regresní analýzy (tabulka 3). Z věcného hlediska jsou významné zejména regresní parametry pro hodnocení vinět (více než 6 % z celkové délky škály), zatímco rozdíly v míře chybějících odpovědí a přesnosti jsou spíše menší (do 2 % z celkové délky škály dílčích měř). Rozdíly v průměrných hodnotách ostatních měř (*IE*, *CM2*; grafy 4B a 6B) byly zanedbatelné a ani efekty v regresi nebyly statisticky signifikantní (tabulka 3).

Rozdíly ve způsobu odpovídání jsme našli i u žáků, jejichž rodiče mají různou úroveň vzdělání. Jak je patrné z grafů 1B až 7B, žáci s rodiči s úrovní vzdělání \geq *ISCED 5B* mají oproti žákům s rodiči s nižším vzděláním v průměru vyšší tendenci souhlasit, jsou přesnější a mají vyšší míru exagerace. V rámci hodnocení vinět jsou pak žáci s rodiči s vyšším vzděláním v průměru mírně přísnější při hodnocení střední úrovně učitelova řízení třídy, rozdíly u nejnižší a nejvyšší úrovně jsou pak zanedbatelné. Výsledky regresní analýzy (tabulka 3) ukazují, že efekty pro žáky s rodiči s úrovní vzdělání \geq *ISCED 5B* oproti žákům s rodiči s úrovní vzdělání \leq *ISCED 3B*, *3C* dosahují statistické signifikance v případě *ARS* a míry exagerace. Z věcného hlediska odpovídají tyto efekty přibližně 3 % z celkové délky škály těchto měř. Pokud jde o hodnocení vinět, výsledky regresní analýzy ukazují, že po očištění o další proměnné nejsou efekty pro vzdělání rodičů ani u jedné z vinět signifikantní.

Tabulka 3

Školní a individuální faktory a jejich vztah ke způsobu odpovídání na dotazníkové položky

	ARS	nonresp	IA	IE	CM1	CM2	CM3
(konstanta)	14,893*** (1,243)	2,847*** (0,196)	0,330*** (0,015)	0,390*** (0,017)	1,710*** (0,103)	2,200*** (0,075)	3,498*** (0,054)
kraj							
Středočeský	4,274*** (0,907)	-0,120 (0,172)	0,007 (0,013)	0,023* (0,012)	0,095 (0,080)	0,051 (0,063)	0,041 (0,064)
	2,097** (0,834)	0,116 (0,186)	0,022** (0,010)	-0,004 (0,014)	0,148** (0,075)	-0,088 (0,054)	0,084 (0,053)
Karlovarský	0,242 (0,850)	0,958** (0,327)	-0,039** (0,019)	0,029 (0,022)	0,138* (0,077)	0,082 (0,125)	-0,266*** (0,074)
	2,071** (0,758)	-0,035 (0,204)	-0,029** (0,015)	0,053*** (0,013)	0,080 (0,057)	-0,109* (0,061)	0,010 (0,058)
Jihočeský	0,848 (0,641)	0,048 (0,187)	-0,065*** (0,018)	-0,028 (0,024)	0,253*** (0,054)	0,282*** (0,097)	-0,163** (0,069)
	4,507*** (1,071)	-0,540** (0,239)	-0,049*** (0,011)	-0,004 (0,018)	0,177** (0,101)	-0,149** (0,055)	-0,048 (0,087)
Králové- hradecký	3,231*** (0,994)	0,946*** (0,235)	-0,014 (0,013)	-0,007 (0,014)	0,333** (0,130)	0,055 (0,067)	0,031 (0,073)
	0,642 (0,886)	-0,249 (0,254)	0,044** (0,016)	0,019 (0,013)	0,094* (0,052)	-0,095* (0,053)	-0,042 (0,070)
Vysočina	1,533* (0,884)	-0,009 (0,292)	0,010 (0,018)	0,008 (0,010)	0,158*** (0,042)	-0,140*** (0,048)	0,173** (0,066)
	0,478 (1,165)	0,208** (0,103)	-0,005 (0,018)	-0,040*** (0,014)	0,237*** (0,065)	0,090 (0,057)	-0,094 (0,059)
Olomoucký	3,204*** (0,843)	-0,638*** (0,133)	-0,022 (0,013)	-0,021 (0,015)	0,327*** (0,057)	-0,018 (0,058)	0,002 (0,064)
	2,923** (1,460)	-0,130 (0,215)	-0,004 (0,013)	-0,012 (0,017)	0,293*** (0,065)	0,089* (0,051)	-0,027 (0,066)
Zlínský	0,905 (0,805)	-0,265** (0,106)	-0,022 (0,017)	0,006 (0,013)	0,314*** (0,043)	0,007 (0,056)	-0,033 (0,050)
	typ školy						
víceletá gymnázia	-4,086*** (0,487)	-1,162*** (0,111)	0,175*** (0,007)	0,071*** (0,008)	-0,215*** (0,045)	-0,238*** (0,031)	0,052 (0,044)
	velikost školy						
středně velká	-0,690 (0,480)	-0,090 (0,086)	-0,011 (0,008)	0,014** (0,006)	0,008 (0,036)	0,050** (0,024)	-0,022 (0,028)
	-1,646*** (0,451)	-0,105 (0,130)	-0,020** (0,010)	0,015* (0,008)	-0,073 (0,046)	-0,056* (0,031)	-0,004 (0,037)

gender							
dívka	-1,048	-0,539***	0,038***	-0,012	-0,248***	-0,038	0,200***
	(0,821)	(0,149)	(0,010)	(0,009)	(0,044)	(0,052)	(0,049)
vzdělání rodičů							
ISCED 3A, 4	0,656	0,191	0,008	0,020	0,048	0,024	-0,061
	(0,954)	(0,239)	(0,015)	(0,013)	(0,087)	(0,064)	(0,052)
≥ ISCED 5B	3,008**	0,503	0,008	0,032**	0,109	-0,009	-0,113
	(1,365)	(0,321)	(0,016)	(0,016)	(0,118)	(0,057)	(0,059)
náhodná část (rozptyl)							
úroveň školy	19,420	1,935	0,004	0,002	0,031	0,027	0,014
úroveň žáka	2457,070	217,644	0,410	0,293	8,042	6,535	5,568
REML	25871,4	18692,6	147,2	-489,5	5824,6	5421,7	5105,9

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Pozn.: Pro každou míru způsobu odpovídání je odhadnut lineární smíšený regresní model (*linear mixed model*), fixní část modelu je tvořena lineární kombinací pozorovaných proměnných na úrovni školy (kraj, typ, velikost) a úrovni studenta (gender, vzdělání rodičů), náhodná část modelu je tvořena součtem náhodných efektů na úrovni školy a studenta. Pro fixní část uvádíme odhad parametrů u každé proměnné společně se standardní chybou v závorce. Pro náhodnou část uvádíme odhad rozptylu náhodných efektů. Pro každý odhadnutý model též uvádíme REML označující hodnotu restringované maximální věrohodnosti (*restricted maximum likelihood*). Odhad modelů byl proveden v softwaru R pomocí funkce *lmer*, při odhadu parametrů a jejich standardních chyb jsou využity *final student weight* (W_FSTUWT) a *80 replicate weights* (W_FSTR1 až W_FSTR80).

4.3 Vzťah mezi způsobem odpovídání na dotazníkové položky a výkony žáků v testech

Korelační analýzu mezi jednotlivými mírami způsobu odpovídání a výsledky žáků v testech matematické, přírodovědné a čtenářské gramotnosti prezentujeme v tabulce 4. Korelace jednotlivých měř s výsledky žáků v testech jsou jak na individuální, tak na školní úrovni velmi podobné napříč všemi třemi sledovanými oblastmi.

Výsledky na individuální úrovni ukazují, že žáci s lepšími výsledky mají typicky nižší tendenci souhlasit, mají méně chybějících odpovědí při vyplňování dotazníku, lépe rozlišují existující a neexistující položky, mají větší tendenci reportovat obeznámenost s položkami bez ohledu na to, zdali jsou existující či neexistující. Pokud jde o hodnocení ukotvujících vinět, žáci s lepšími výsledky jsou přísnější při hodnocení nejnižší a střední úrovně učitelova řízení třídy, ale naopak benevolentnější při hodnocení nejvyšší úrovně řízení třídy učitelem.

Pokud jde o korelace mezi mírami odpovídání na dotazníkové položky a skóry žáků v testech na školní úrovni (tabulka 4), vidíme, že co do polarity jsou v souladu s korelacemi na individuální úrovni. Vztahy mezi jednotlivými

mi mírami způsobu odpovídání na dotazníkové položky a testovými skóry žáků jsou tedy podobné jako na úrovni individuální, i pokud data agregujeme na úrovni škol. Z výsledků je patrné, že korelace na úrovni škol jsou silnější než na úrovni individuální. Výkonový profil školy výrazně souvisí se způsobem odpovídání na dotazníkové položky žáků studujících na dané škole.

Tabulka 4

Korelace mezi mírami způsobu odpovídání na dotazníkové položky a výsledky v testech z matematické, přírodovědné a čtenářské gramotnosti na individuální a školní úrovni

	matematická gramotnost		přírodovědná gramotnost		čtenářská gramotnost	
	individuální	školní	individuální	školní	individuální	školní
ARS	-0,079** (<i>n</i> = 2988)	-0,306*** (<i>n</i> = 153)	-0,096**	-0,298***	-0,103***	-0,316***
nonresp	-0,257*** (<i>n</i> = 2989)	-0,456*** (<i>n</i> = 153)	-0,273***	-0,482***	-0,273***	-0,441***
IA	0,457*** (<i>n</i> = 1848)	0,754*** (<i>n</i> = 153)	0,446***	0,694***	0,492***	0,712***
IE	0,263*** (<i>n</i> = 1848)	0,504*** (<i>n</i> = 153)	0,206***	0,512***	0,162***	0,464***
CM1	-0,255*** (<i>n</i> = 1962)	-0,500*** (<i>n</i> = 153)	-0,299***	-0,525***	-0,313***	-0,507***
CM2	-0,271*** (<i>n</i> = 1961)	-0,585*** (<i>n</i> = 153)	-0,308***	-0,616***	-0,305***	-0,562***
CM3	0,145*** (<i>n</i> = 1965)	0,213*** (<i>n</i> = 153)	0,164***	0,237***	0,180***	0,218***

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Pozn.: Při výpočtech korelací a jejich signifikancí byly použity *final student weight* (W_FSTUWT) a 80 *replicate weights* (W_FSTR1 až W_FSTR80) a také všech pět *plausible values* pro každou ze tří gramotností. Korelace na školní úrovni jsou počítány tak, že pro každou školu byly nejprve spočítány průměrné hodnoty měř způsobu odpovídání a výsledků v testech, následně byly tyto hodnoty korelovány. Každá škola má tedy ve výpočtu stejnou váhu. Poznamenejme, že při využití školních vah ve výpočtu korelací jsou výsledné hodnoty pro většinu měř obdobné (všechny korelace se školními váhami jsou signifikantní na 1 %, jejich velikost se liší maximálně o 0,05 pro ARS, nonresp, CM1, CM2 a CM3; o 0,1 pro IA; a o 0,2 pro IE).

5 Diskuze

Pokud jde o regionální variaci ve způsobu odpovídání u různých žáků Bachman et al. (2010) pro americké žáky shrnují, že vztah mezi zalidněním a tendencí volit extrémní škálové kategorie je zanedbatelný. Nalézají drobné rozdíly mezi jednotlivými regiony Spojených států (*ARS* přibližně 2 % nad

průměrnou hodnotou na jihu a přibližně 2 % pod průměrem na střeozápadě). Otgonbaatar (2021) užívající ukotvující viněty na vzorku mongolských žáků ukazuje, že žáci z vesnických škol mají oproti žákům z městských škol tendenci podhodnocovat svoji úroveň vytrvalosti při řešení problémů v matematice. Naše studie tyto výsledky obohacuje o regionální analýzu v České republice. V rámci regresní analýzy jsme po kontrole o další proměnné (typ a velikost školy, gender, vzdělání rodičů) identifikovali nejvíce signifikantně odlišných krajů v porovnání s Prahou v případě souhlasného stylu odpovídání (ARS) a hodnocení ukotvující viněty s popisem nejnižší úrovně učitelova řízení třídy (CM1). Rozdíl v odhadnutých parametrech pro jednotlivé kraje dosahoval pro hodnocení ukotvující viněty s popisem nejvyšší úrovně učitelova řízení třídy (CM3) téměř 15 % z celkové délky škály, pro hodnocení viněty CM1 a indexu exagerace (IE) téměř 10 % z celkové délky škály jednotlivých měř. Naše výsledky ukazují, že se žáci z různých krajů v České republice v různých aspektech způsobu odpovídání na dotazníkové položky významně liší. Tento závěr je klíčový, jelikož analýzy PISA z dat založených na sebehodnocení mezi různými kraji jsou běžně prováděny (např. Lebeda et al., 2021). Nabízí se tedy rozdíly ve způsobu odpovídání mezi žáky z různých krajů dále zkoumat a v budoucích analýzách data o tyto rozdíly očišťovat, například (i vzhledem k velikosti nalezených efektů) pomocí metody ukotvujících vinět.

Pokud jde o různé typy škol, existence rozdílů ve způsobu odpovídání mezi českými žáky byla prozatím identifikována pomocí ukotvujících vinět (Vonkova & Hrabak, 2015; Vonkova et al., 2022) a MINa (Vonkova et al., 2021b). Tyto analýzy se však zaměřovaly specificky na oblast informačních a komunikačních technologií. Naše výsledky tuto literaturu obohacují skrze simultánní využití i dalších měř způsobu odpovídání (tendence souhlasit, chybějící odpovědi) a o využití MINa a ukotvujících vinět v dalších oblastech.

Po kontrole o další proměnné v regresi jsme našli signifikantní efekt téměř pro všechny zahrnuté míry (s výjimkou CM3), což ukazuje, že existují výrazné rozdíly v různých aspektech způsobu odpovídání u žáků ze ZŠ a VG. West et al. (2016) a Vonkova et al. (2022) mají tímto podporu v myšlence, že způsob odpovídání žáků může souviset s mírou akademických nároků na různých typech škol, a tedy že se může lišit mezi školami s různou mírou těchto nároků.

Co se týče velikosti školy, výsledky v šetření PISA pro ZŠ a VG ukazují, že školy s vyšším počtem žáků dosahují v průměru lepších testových výsledků (Blažek et al., 2019). Průměrné hodnoty jednotlivých měř způsobu odpovídání v naší analýze v některých případech vykazují trend s rostoucí velikostí školy (například tendence souhlasit klesá, index exagerace stoupá). V regresní analýze jsme po kontrole o další proměnné našli pro některé míry (např. výše zmíněnou tendenci souhlasit a index exagerace) signifikant-

ní efekty mezi žáky z velkých a malých škol, rozdíly efektů odpovídaly méně než 2 % z délky škály jednotlivých měr. Způsob odpovídání na dotazníkové položky je tak mezi různě velkými školami odlišný, ačkoliv efekty nedosahují podobné velikosti jako u jiných skupin. V tomto kontextu by bylo vhodné dále zkoumat, zda se způsob odpovídání liší u různě velkých škol dalších typů (např. střední odborné školy).

Pokud jde o individuální charakteristiky žáků, našli jsme signifikantní vztahy mezi mírami odpovídání na dotazníkové položky a genderem i vzděláním rodičů žáků. Předchozí analýza na středních školách zaměřená na informatiku ukázala vyšší hodnoty indexu přesnosti i exagerace u chlapců (Voncova et al., 2021b). Naše analýza v rámci matematiky ukázala, po kontrole o další proměnné, signifikantní pozitivní efekt pro MINa index přesnosti u dívek a nesignifikantní efekt pro MINa index exagerace. Tato rozdílná zjištění mohou být jednak dána rozdílným vzorkem (vyšší ročníky gymnázií a středních škol vs. žáci ZŠ a VG v naší studii), ale též oblastí (informatika vs. matematika). Předchozí studie na vzorcích českých žáků užívající ukotvující viněty ukázaly, že dívky jsou přísnější než chlapci jak při hodnocení školního podvádění (Voncova et al., 2017), tak při hodnocení spokojenosti se životem (Voncova, 2019). Naše výsledky tato zjištění obohacují o další oblast – míru učitelova řízení třídy. Ukazujeme, že rozdíly v přísnosti při hodnocení mezi dívkami a chlapci v určité doméně nemusejí být stejné napříč celou škálou cílového konceptu. Dívky jsou signifikantně přísnější při hodnocení nejnižší úrovně učitelova řízení třídy a mírnější při hodnocení nejvyšší úrovně učitelova řízení třídy. Při výzkumu rozdílů ve způsobu odpovídání mezi žáky je tedy důležité brát v potaz proměnlivost hodnoticích standardů žáků napříč celým spektrem úrovní cílového konceptu.

Asociaci mezi způsobem odpovídání českých žáků a vzděláním jejich rodičů našli pomocí ukotvujících vinět autoři Voncova et al. (2017) v oblasti školního podvádění, kdy byli žáci s rodiči s vyšším vzděláním při hodnocení přísnější. V rámci aplikace stejného metodologického přístupu v oblasti životní spokojenosti však Voncova (2019) nenašla souvislost mezi vzděláním rodičů a hodnoticími standardy žáků. Naše výsledky po kontrole o další proměnné ukázaly signifikantní efekt vzdělání rodičů pro ARS a míru exagerace, tyto efekty odpovídají přibližně 3 % z celkové délky škály těchto měr. Pro hodnocení ukotvujících vinět jsme pak po kontrole o další proměnné nenašli žádný signifikantní efekt. Analýza vztahu způsobu odpovídání českých žáků a vzdělání jejich rodičů tak vyžaduje další výzkum, který by přispěl k dosavadním prvotním zjištěním a lépe osvětlil, v rámci kterých měr a kterých konceptů se způsob odpovídání žáků v závislosti na vzdělání rodičů liší.

Výkony žáků v testech v naší analýze signifikantně korelují se všemi studovanými mírami odpovídání. Žáci s lepšími výsledky mají například méně chybějících odpovědí, což ukazuje na vyšší míru pečlivosti při jeho vyplňování.

Výsledky českých žáků jsou tak v souladu s výsledky žáků z 44 zemí participujících v šetření PISA 2009 (Zamarro et al., 2019), kdy autoři našli velice podobné korelace pro chybějící odpovědi a výsledky žáků v testech ($-0,27$; $-0,28$ a $-0,29$ pro matematiku, přírodní vědy a čtení). Také jsme našli, že žáci s lepšími výsledky typicky lépe rozlišují existující a neexistující MINa položky. Toto zjištění je v souladu s výsledky nalezenými autory Paulhus a Dubois (2014) v oblasti psychologie, kde index přesnosti koreloval s výsledky v testových položkách s výběrem odpovědi (0,55) a s krátkou odpovědí (0,57).

Korelace hodnot měř odpovídání a výsledků v testech agregovaných na úrovni školy jsou silné. Výkonový profil školy tedy výrazně souvisí se způsobem odpovídání na dotazníkové položky žáků studujících na dané škole. West et al. (2016) hovoří o souvislosti mezi školním výkonovým prostředím a způsobem odpovídání na dotazníkové položky v kontextu amerických charterových škol. Autoři zmiňují, že v charterových školách s vysokými akademickými nároky se žákům mohou zvýšit standardy pro hodnocení jejich nekognitivních dovedností, v důsledku čehož se žáci mohou hodnotit kritičtěji. Naše výsledky korelačních analýz (společně s nálezy z regresní analýzy pro typ školy) tak myšlenku, že se způsob odpovídání liší napříč školami s různou mírou akademických nároků, dále podporují.

Závěr

Výsledky naší studie dokládají nutnost brát rozdíl ve způsobu odpovídání na dotazníkové položky v potaz při porovnávání různých skupin českých žáků i různých škol. Ukazuje na důležitost tyto rozdíl dále zkoumat pomocí široké variety měř, z nichž každá zachycuje určité aspekty způsobu odpovídání žáků. Je důležité zmínit, že v naší studii jsme nevyužili všechny dostupné míry způsobu odpovídání. V budoucím výzkumu se tak nabízí využití dalších přístupů k identifikaci rozdílů v odpovídání mezi žáky, jako je analýza času odpovídání na jednotlivé položky či *eye-tracking*. Tyto přístupy mohou poukázat například na pečlivost při čtení či identifikaci rozložení pozornosti respondenta na obrazovce s dotazníkovými položkami – a tím umožnit další zkoumání validity získaných dat. Je důležité rovněž podotknout, že výpočty konkrétních měř způsobu odpovídání (např. tendence volit extrémní kategorie) je možné provádět různým způsobem (viz např. Lu, 2012) a že užívání daných metodologických přístupů vyžaduje další rozvoj s cílem redukovat některé z jejich potenciálních limitací (např. Muszyński et al., 2021; Vonkova et al., 2021a).

Další výzkum by se mohl také zaměřit na očištění odpovědí žáků o rozdílný způsob odpovídání. V literatuře týkající se PISA byla dokumentována řada paradoxních zjištění (např. tzv. *attitude-achievement anomaly*; viz např.

- Česká školní inspekce. (2022, 2. dubna). *PISA 2012*. <https://www.csicr.cz/cz/Mezinarodni-se-treni/PISA/Datove-soubory-a-dotazniky/PISA-2012>
- Duckworth, A. L., & Yeager, D. S. (2015). Measurement matters: Assessing personal qualities other than cognitive ability for educational purposes. *Educational Researcher*, 44(4), 237–251. <https://doi.org/10.3102/0013189X15584327>
- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. The Guilford Press.
- Fell, C. B., König, C. J., Jung, S., Sorg, D., & Ziegler, M. (2019). Are country level prevalences of rule violations associated with knowledge overclaiming among students? *International Journal of Psychology*, 54(1), 17–22. <https://doi.org/10.1002/ijop.12441>
- Goecke, B., Weiss, S., Steger, D., Schroeders, U., & Wilhelm, O. (2020). Testing competing claims about overclaiming. *Intelligence*, 81, 2–11. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2020.101470>
- He, J., Chung, J. M., & Van de Vijver, F. J. (2020). An examination of different scale usage correction procedures to enhance cross-cultural data comparability. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 51(10), 794–813. <https://doi.org/10.1177/0022022120960815>
- He, J., & Van de Vijver, F. (2016a). Correcting for scale usage differences among Latin American countries, Portugal, and Spain in PISA. *RELIEVE*, 22(1), 1–10. <http://dx.doi.org/10.7203/relieve.22.1.8282>
- He, J., & Van de Vijver, F. (2016b). The motivation-achievement paradox in international educational achievement tests: Toward a better understanding. In R. B. King & A. B. I. Bernardo (Eds.), *The psychology of Asian learners: A festschrift in honor of David Watkins* (pp. 253–268). Springer Science. <https://doi.org/10.1007/978-981-287-576-1>
- Hitt, C., Trivitt, J., & Cheng, A. (2016). When you say nothing at all: The predictive power of student effort on surveys. *Economics of Education Review*, 52, 105–119. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2016.02.001>
- Jude, N., & Kuger, S. (2018). *Questionnaire development and design for international large-scale assessments (ILSAs): Current practice, challenges, and recommendations*. National Academy of Education. <https://naeducation.org/wp-content/uploads/2018/04/Jude-and-Kuger-2018-FINAL.pdf>
- King, G., Murray, C. J., Salomon, J. A., & Tandon, A. (2004). Enhancing the validity and cross-cultural comparability of measurement in survey research. *American political science review*, 98(1), 191–207. <https://doi.org/10.1017/S000305540400108X>
- Kyllonen, P. C., & Bertling, J. (2013). Innovative questionnaire assessment methods to increase cross-country comparability. In L. Rutkowski, M. von Davier, & D. Rutkowski (Eds.), *A handbook of international large-scale assessment data analysis: Background, technical issues, and methods of data analysis* (pp. 277–285). Chapman and Hall/CRC Press.
- Lebeda, T., Lysek, J., Marek, D., Meislová, M. B., Navrátilová, A., Soukop, M., Zymová, K., Zapletalová, M., Hájek, O., Zatloukal, T., Basl, J., Boudová, S., Andrys, O., Followerczny, R., Novosák, J., Daniel, S., & Pražáková, D. (2021). *Sekundární analýza PISA 2018: Well-being žáků, třídní klima, používání ICT a vnímání role učitele*. Česká školní inspekce. https://www.csicr.cz/Csicr/media/Prilohy/2021_p%C5%99%C3%ADlohy/Dokumenty/Sekundarni-analyza-PI-SA-2018.pdf
- Lee, J., & Stankov, L. (2018). Non-cognitive predictors of academic achievement: Evidence from TIMSS and PISA. *Learning and Individual Differences*, 65, 50–64. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2018.05.009>
- Lu, Y. (2012). *A multilevel multidimensional item response theory model to address the role of response style on measurement of attitudes in PISA 2006* [Disertační práce]. The University of Wisconsin-Madison.

- Minarčíková, N., Příhodová, T., Maliňáková, J., Riegel, K., Marková, J., & Preiss, M. (2017). Česká verze dotazníku přehánění vlastních znalostí—převod metody a pilotní studie. *E-psychologie (E-psychology)*, *11*(2), 34–46. https://e-psycholog.eu/pdf/minarcikova_etal.pdf
- Muszyński, M., Pokropek, A., & Żóltak, T. (2021). Structural Validity of Overclaiming Scores: Analysing PISA 2012 data. *Psychological Test and Assessment Modeling*, *63*(1), 119–145.
- OECD. (n.d.). *Database – PISA*. <https://www.oecd.org/pisa/data/pisa2012database-download-abledata.htm>
- OECD. (2014). *PISA 2012 Technical Report*. OECD Publishing. <https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA-2012-technical-report-final.pdf>
- OECD. (2009). *PISA data analysis manual: SPSS, second edition*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264056275-en>
- Otgonbaatar, K. (2021). Effectiveness of anchoring vignettes in re-evaluating self-rated social and emotional skills in mathematics. *International Journal of Evaluation and Research in Education*, *10*(1), 237–244. <http://doi.org/10.11591/ijere.v10i1.20716>
- Palečková, J., Tomášek, V., Basl, J., Blažek, R., & Boudová, S. (2013). *Hlavní zjištění PISA 2012: matematická gramotnost patnáctiletých žáků*. Česká školní inspekce. http://www.csicr.cz/html/PISA2012-HZ/resources/_pdfs_/Hlavni_zjisti_PISA2012_.pdf
- Paulhus, D. L. (2011). Overclaiming on personality questionnaires. In M. Ziegler, C. MacCann, & R. D. Roberts (Eds.), *New perspectives on faking in personality assessment* (pp. 151–164). Oxford University Press.
- Paulhus, D. L., & Dubois, P. J. (2014). Application of the overclaiming technique to scholastic assessment. *Educational and Psychological Measurement*, *74*(6), 975–990. <https://doi.org/10.1177/0013164414536184>
- Paulhus, D. L., Harms, P. D., Bruce, M. N., & Lysy, D. C. (2003). The over-claiming technique: Measuring self-enhancement independent of ability. *Journal of Personality and Social Psychology*, *84*(4), 890–904. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.890>
- Soland, J., Zamorro, G., Cheng, A., & Hitt, C. (2019). Identifying naturally occurring direct assessments of social-emotional competencies: The promise and limitations of survey and assessment disengagement metadata. *Educational Researcher*, *48*(7), 466–478. <https://doi.org/10.3102/0013189X19861356>
- Straková, J. (2016). *Mezinárodní výzkumy výsledků vzdělávání: metodologie, přínosy, rizika a přiležitosti*. Univerzita Karlova.
- Swami, V., Papanicolaou, A., & Furnham, A. (2011). Examining mental health literacy and its correlates using the overclaiming technique. *British Journal of Psychology*, *102*(3), 662–675. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8295.2011.02036.x>
- Štípek, J., Králová, K., Hrabák, J., Černochová, M., Papajoanu, O., & Voňková, H. (2018). Overclaiming technique a její aplikace v různých oblastech výzkumu sebehodnocení znalostí a dovedností: výsledky pilotní studie. In A. Wiegerová & H. Navrátilová (Eds.), *Transdisciplinarity v pedagogických vědách* (pp. 137–138). Univerzita Tomáše Bati. https://capv.cz/wp-content/uploads/2020/11/Sbornik_forum_2018_final.pdf
- Van de Vijver, F., & Tanzer, N. K. (2004). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *European Review of Applied Psychology*, *54*(2), 119–135. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2003.12.004>
- Vonkova, H. (2019). Life satisfaction among different groups of children: Self-reports, differential scale usage and anchoring vignettes. *Child Indicators Research*, *12*(6), 2111–2136. <https://doi.org/10.1007/s12187-019-09629-3>

- Vonková, H. (2017). *Metoda ukotvujících vinět a její využití v pedagogickém výzkumu*. Univerzita Karlova. <https://pages.pedf.cuni.cz/uvrv/files/2017/09/Vonkova-Ukotvujici-vinety.pdf>
- Vonková, H. (2012). Metoda ukotvujících vinět a možnosti využití v pedagogice. *Orbis schoolae*, 6(1), 27–40. <https://doi.org/10.14712/23363177.2015.47>
- Vonkova, H., Bendl, S., & Papajoanu, O. (2017). How students report dishonest behavior in school: Self-assessment and anchoring vignettes. *The Journal of Experimental Education*, 85(1), 36–53. <https://doi.org/10.1080/00220973.2015.1094438>
- Vonkova, H., & Hrabak, J. (2015). The (in) comparability of ICT knowledge and skill self-assessments among upper secondary school students: The use of the anchoring vignette method. *Computers & Education*, 85, 191–202. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2015.03.003>
- Vonkova, H., Hrabak, J., Kralova, K., & Papajoanu, O. (2021a). Developing a framework for the examination of anchoring vignette assumptions using cognitive interviews: A demonstration in the ICT skills domain. *Field Methods*, 33(4), 355–371. <https://doi.org/10.1177/1525822X21991281>
- Vonková, H., Papajoanu, O., & Bendl, S. (2016). Aplikace metody ukotvujících vinět v pedagogickém výzkumu: přehled literatury a metodologická doporučení. *Pedagogická orientace*, 26(3), 537–559. <https://doi.org/10.5817/PedOr2016-3-537>
- Vonkova, H., Papajoanu, O., & Kralova, K. (2022). Student online communication skills: Enhancing the comparability of self-reports among different groups of students. *Education and Information Technologies*, 27(2), 2181–2205. <https://doi.org/10.1007/s10639-021-10685-y>
- Vonkova, H., Papajoanu, O., & Stipek, J. (2018a). Enhancing the cross-cultural comparability of self-reports using the overclaiming technique: An analysis of accuracy and exaggeration in 64 cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 49(8), 1247–1268. <https://doi.org/10.1177/0022022118787042>
- Vonkova, H., Papajoanu, O., Stipek, J., & Kralova, K. (2021b). Identifying the accuracy of and exaggeration in self-reports of ICT knowledge among different groups of students: The use of the overclaiming technique. *Computers & Education*, 164(1), 104–112. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2020.104112>
- Vonkova, H., Zamarro, G., & Hitt, C. (2018b). Cross-country heterogeneity in students' reporting behavior: The use of the anchoring vignette method. *Journal of Educational Measurement*, 55(1), 3–31. <https://doi.org/10.1111/jedm.12161>
- West, M. R., Kraft, M. A., Finn, A. S., Martin, R. E., Duckworth, A. L., Gabrieli, C. F. O., & Gabrieli, J. D. E. (2016). Promise and paradox: Measuring students' non-cognitive skills and the impact of schooling. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 38(1), 148–170. <https://doi.org/10.3102/0162373715597298>
- Yang, Z., Barnard-Brak, L., & Lan, W. Y. (2019). Examining the association of over-claiming with mathematics achievement. *Learning and Individual Differences*, 70(5), 30–38. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.01.004>
- Zamarro, G., Hitt, C., & Mendez, I. (2019). When students don't care: Reexamining international differences in achievement and student effort. *Journal of Human Capital*, 13(4), 519–552. <https://doi.org/10.1086/705799>

Příloha A

Detailní popis výpočtu měř způsobu odpovídání žáků

Míra tendence volit souhlasné kategorie (*acquiescence response style; ARS*)

Je počítána jako

$$ARS = \frac{1}{n_q} \sum_{j=1}^{n_q} 1[x_j = 4] \cdot 100\%, \quad (A1)$$

kde n_q je počet žákem zodpovězených otázek s Likertovou škálou, x_j je odpověď žáka na otázku j a $1[\dots]$ je charakteristická funkce, která nabývá hodnoty 1, pokud žák odpověděl *rozhodně souhlasím*, a 0, pokud byla jeho odpověď jiná. Pro účely analýzy byly odpovědi kódovány tak, že vyšší hodnota odpovídá vyšší míře souhlasu žáka ($1 = \text{rozhodně nesouhlasím}, \dots, 4 = \text{rozhodně souhlasím}$). Míra může nabývat hodnot od 0 do 100. Dále v textu o této míře hovoříme také zkráceně jako o tendenci souhlasit.

Pro výpočet tohoto stylu odpovídání bylo použito až 75 otázek s Likertovou škálou. Tyto otázky se zaměřují na rozdílné koncepty (např. zájem o matematiku, vztah mezi učitelem a žákem, sounáležitost žáka se školou). Žákovský dotazník byl administrován ve třech variantách (A, B, C), varianty byly žákům přiděleny náhodně (OECD, 2014). Varianta A obsahovala 29 těchto položek, varianta B obsahovala 75 položek a varianta C obsahovala 46 položek.

Míra chybějících odpovědí (*nonresponse rate*)

Je počítána jako

$$\text{Nonresponse rate} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N 1[x_j = \text{missing}] \cdot 100\%, \quad (A2)$$

kde N je počet otázek v dotazníku, x_j je odpověď žáka na otázku j a $1[\dots]$ je charakteristická funkce, která nabývá hodnoty 1, pokud žák vynechal odpověď, a 0, pokud ji nevynechal. Míra může nabývat hodnot od 0 do 100.

Celkem bylo v šetření 276 položek, nicméně konkrétní počet administrovaných položek se lišil podle varianty dotazníku, který žák obdržel (varianta A s 191 položkami, varianta B s 220 a varianta C s 197).

Index přesnosti (*Index of Accuracy; IA*)

Tato míra je počítána jako $IA = PH - PFA$, kde PH je míra obeznámenosti s existujícími položkami a PFA je míra obeznámenosti s neexistujícími položkami. Obeznámenost s jednotlivými položkami uváděl žák na pětibodové škále: 1) *Nikdy jsem o tom neshyšel/a*, 2) *Shyšel/a jsem o tom jednou nebo dvakrát*,

3) *Slyšel/a jsem o tom několikrát*, 4) *Slyšel/a jsem o tom často*, 5) *Znám to dobře a rozumím tomu*. Míra PH odpovídá průměrnému hodnocení obeznámenosti žáka s existujícími položkami, a to s tím, že výsledný průměr je normován a nabývá hodnot v intervalu [0, 1]. Analogicky je počítána i míra PFA pro neexistující položky. Míra IA jako rozdíl těchto dvou měř může tudíž nabývat hodnot v intervalu [-1, 1]. MINa položky jsou zařazeny do varianty A a C žakovského dotazníku.

Poznamenejme, že existují i odlišné způsoby výpočtu indexů PH a PFA, z nichž je index přesnosti (a potažmo i index exagerace) počítán. Např. Swami et al. (2011) počítají index PH jako proporci všech existujících položek, u kterých respondent na sedmibodové škále 0 = *Never heard of it* až 6 = *Know it very well* reportoval alespoň nějakou míru obeznámenosti (tj. škálovou kategorii 1 a vyšší). Postup při výpočtu PFA pro neexistující položky byl analogický.

Index exagerace (*Index of Exaggeration; IE*)

Tato míra je počítána jako $IE = (PH + PFA) : 2$, kde PH je míra obeznámenosti s existujícími položkami a PFA je míra obeznámenosti s neexistujícími položkami (viz popis indexu přesnosti). Míra IE tedy nabývá hodnot z intervalu [0, 1]. Hodnota 1 znamená, že žák uvedl *nejvyšší* možnou obeznámenost s existujícími i neexistujícími položkami.

Hodnocení vinět o učitelově řízení třídy (*Classroom management vignettes; CM*)

Ukotvující viněty byly součástí variant B a C dotazníku. Při hodnocení vinět o učitelově řízení třídy vyjadřuje žák míru souhlasu na Likertově škále *rozhodně souhlasím, souhlasím, nesouhlasím, rozhodně nesouhlasím* s tím, že má učitel popsany ve vinětě kontrolu nad děním ve třídě. První viněta je uvedena v těle článku. Další dvě viněty popisující střední (CM2) a nejvyšší (CM3) úroveň řízení třídy jsou:

(CM2) Žáci v hodinách paní učitelky Pokorné často vyrušují. Paní učitelka vždy chodí do hodiny o pět minut dříve.

Paní učitelka Pokorná má nad děním ve třídě kontrolu.

(CM3) Žáci ve třídě paní učitelky Sýkorové jsou v jejich hodinách klidní a ukázněni. Paní učitelka vždy chodí do hodiny včas.

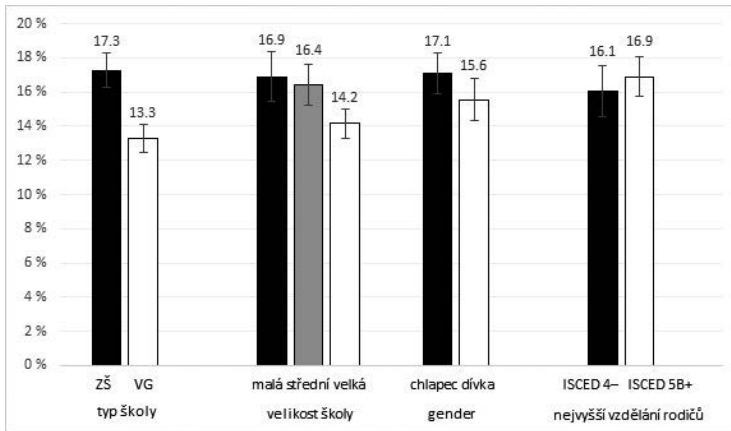
Paní učitelka Sýkorová má nad děním ve třídě kontrolu.

Příloha B

Rozdíly v průměrných hodnotách jednotlivých měř způsobu odpovídání mezi různými skupinami respondentů

Graf 1B

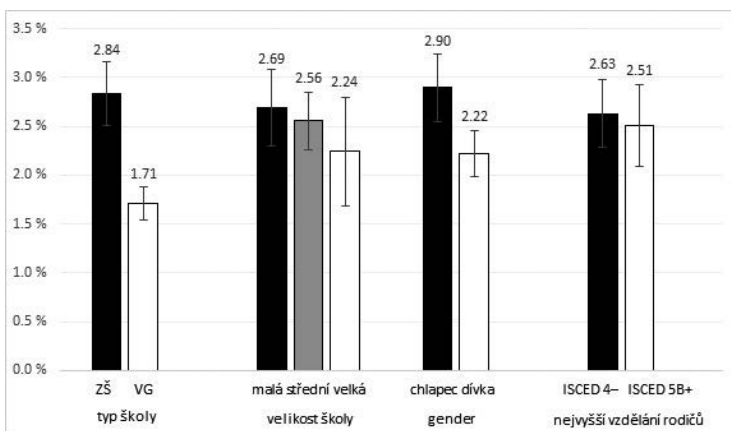
Tendence souhlasit (ARS) dle typu školy, velikosti školy, genderu a vzdělání rodičů žáka



Pozn.: Míra ARS může nabývat hodnot od 0 do 100 a odpovídá tomu, u kolika procent odpovědí na položky s Likertovou škálou žák zvolil škálovou kategorii „rozhodně souhlasím“.

Graf 2B

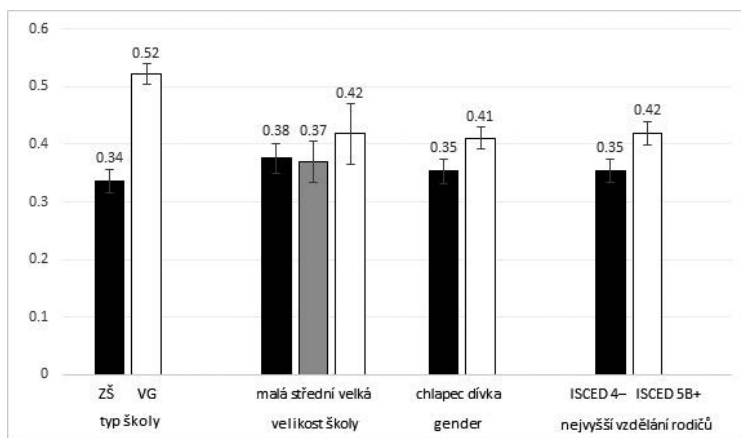
Míra chybějících odpovědí (nonresp) dle typu školy, velikosti školy, genderu a vzdělání rodičů žáka



Pozn.: Míra nonresp může nabývat hodnot 0 až 100 a vyjadřuje procento otázek z celého dotazníku, které žák nezodpověděl, ač k tomu měl příležitost.

Graf 3B

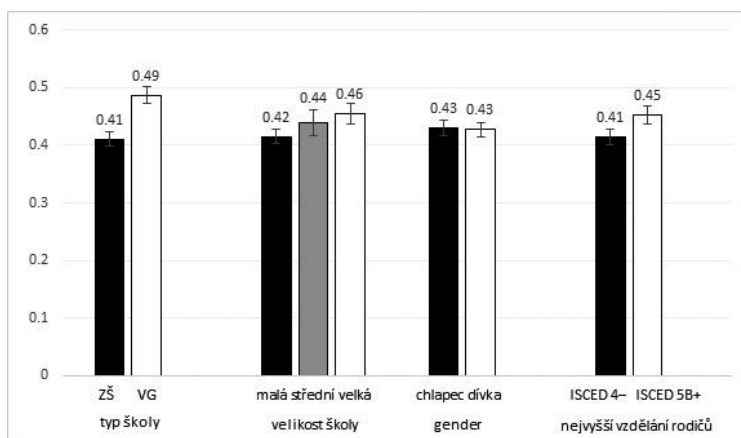
Přesnost rozlišování mezi existujícími a neexistujícími položkami (IA) dle typu školy, velikosti školy, genderu a vzdělání rodičů žáka



Pozn.: Míra IA může nabývat hodnot -1 až 1. Hodnota 1 odpovídá maximální obeznámenosti se všemi existujícími položkami a minimální obeznámenosti se všemi neexistujícími položkami. Hodnota -1 odpovídá minimální obeznámenosti se všemi existujícími položkami a maximální obeznámenosti se všemi neexistujícími položkami.

Graf 4B

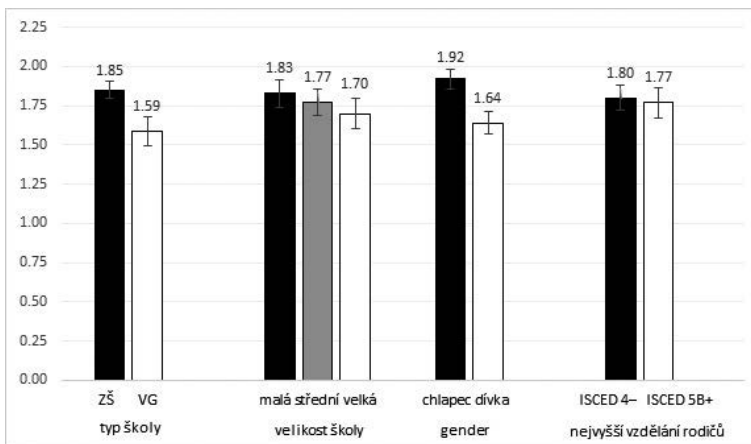
Tendence reportovat obeznámenost s existujícími i neexistujícími položkami (IE) dle typu školy, velikosti školy, genderu a vzdělání rodičů žáka



Pozn.: Míra IE může nabývat hodnot 0 až 1. Hodnota 0 označuje nejnižší možnou obeznámenost s existujícími i neexistujícími položkami, hodnota 1 nejvyšší možnou obeznámenost.

Graf 5B

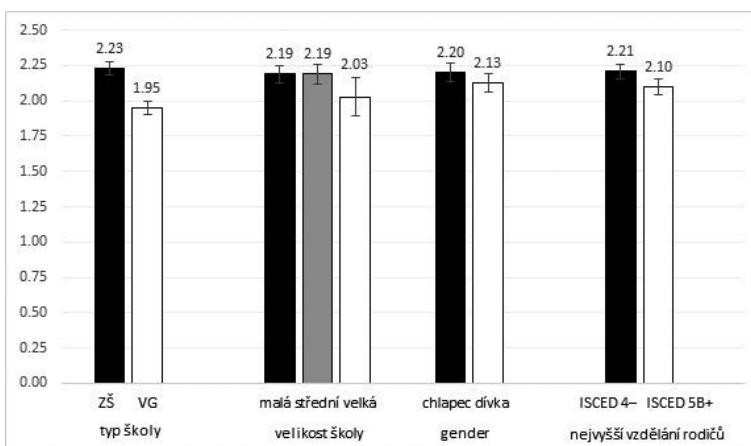
Hodnocení nejnižší úrovně učitelova řízení třídy (CM1) dle typu školy, velikosti školy, genderu a vzdělání rodičů žáka



Pozn.: Míra CM1 může nabývat hodnot 1 až 4. Vyšší hodnota odpovídá vyšší míře souhlasu žáka s tím, že má daný učitel nad děním ve třídě kontrolu.

Graf 6B

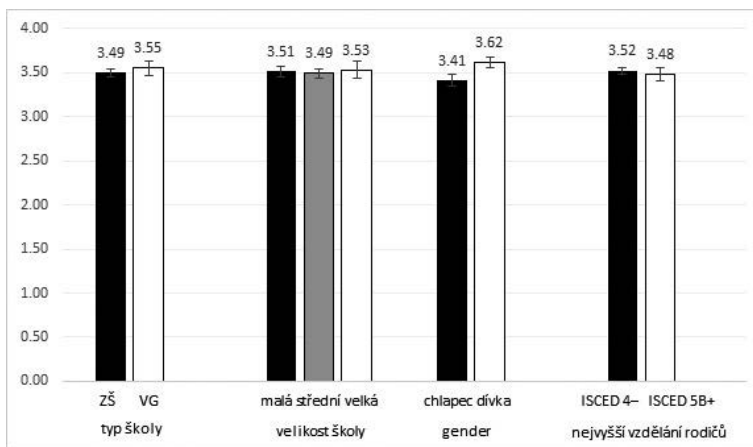
Hodnocení střední úrovně učitelova řízení třídy (CM2) dle typu školy, velikosti školy, genderu a vzdělání rodičů žáka



Pozn.: Míra CM2 může nabývat hodnot 1 až 4. Vyšší hodnota odpovídá vyšší míře souhlasu žáka s tím, že má daný učitel nad děním ve třídě kontrolu.

Graf 7B

Hodnocení nejvyšší úrovně učitelova řízení třídy (CM3) dle typu školy, velikosti školy, genderu a vzdělání rodičů žáka



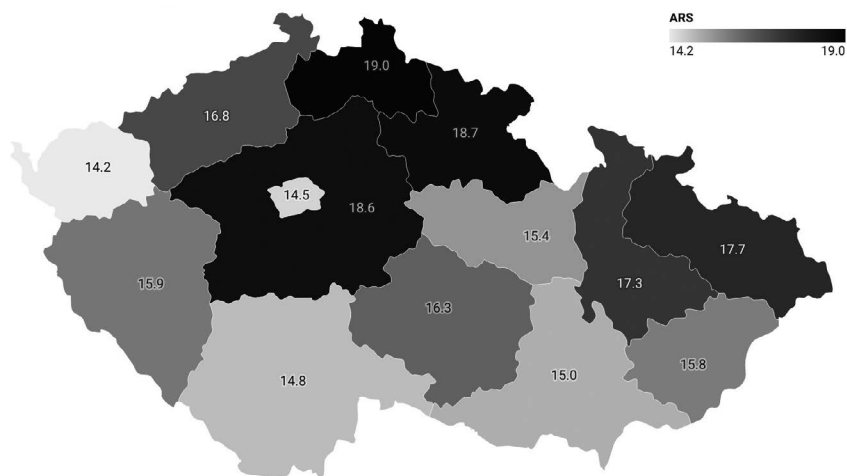
Pozn.: Míra CM3 může nabývat hodnot 1 až 4. Vyšší hodnota odpovídá vyšší míře souhlasu žáka s tím, že má daný učitel nad děním ve třídě kontrolu.

Příloha C

Rozdíly v průměrných hodnotách jednotlivých měř způsobu odpovídání na dotazníkové položky v závislosti na kraji, ve kterém se školy nacházejí

Graf 1C

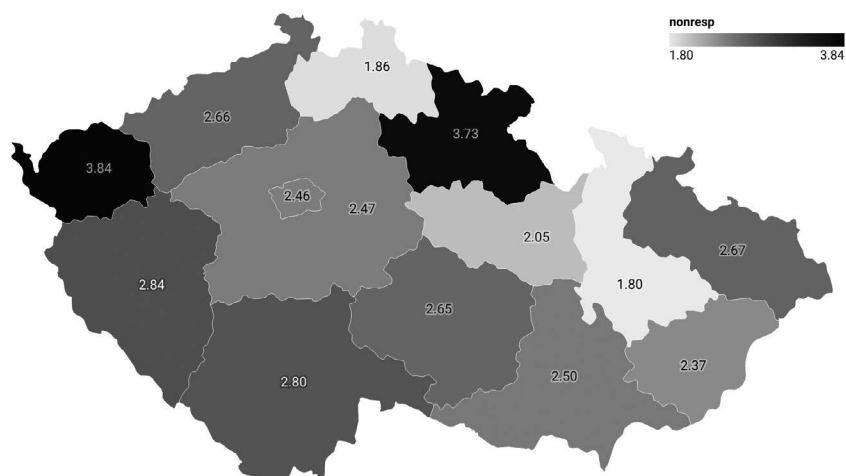
Rozdíly v tendenci souhlasit (ARS) dle kraje



Pozn.: Míra ARS může nabývat hodnot od 0 do 100 a odpovídá tomu, u kolika procent odpovědí na položky s Likertovou škálou žák zvolil škálovou kategorií „rozhodně souhlasím“.

Graf 2C

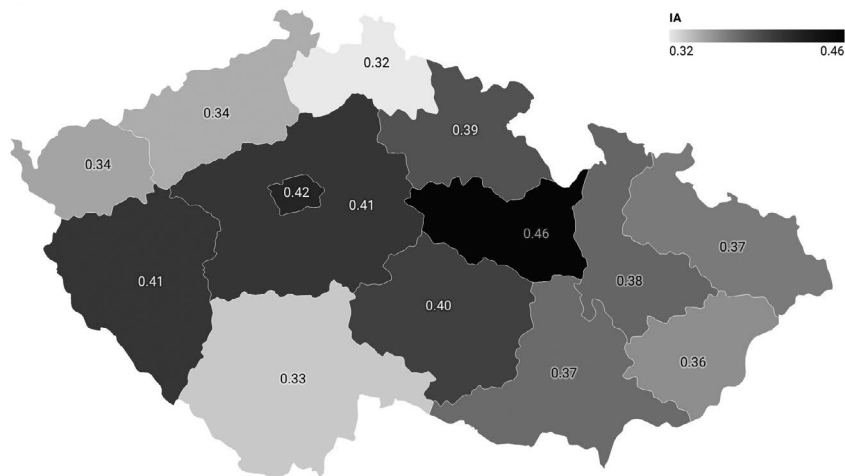
Rozdíly v míře chybějících odpovědí (nonresp) dle kraje



Pozn.: Míra nonresp může nabývat hodnot 0 až 100 a vyjadřuje procento otázek z celého dotazníku, které žák nezodpověděl, ač k tomu měl příležitost.

Graf 3C

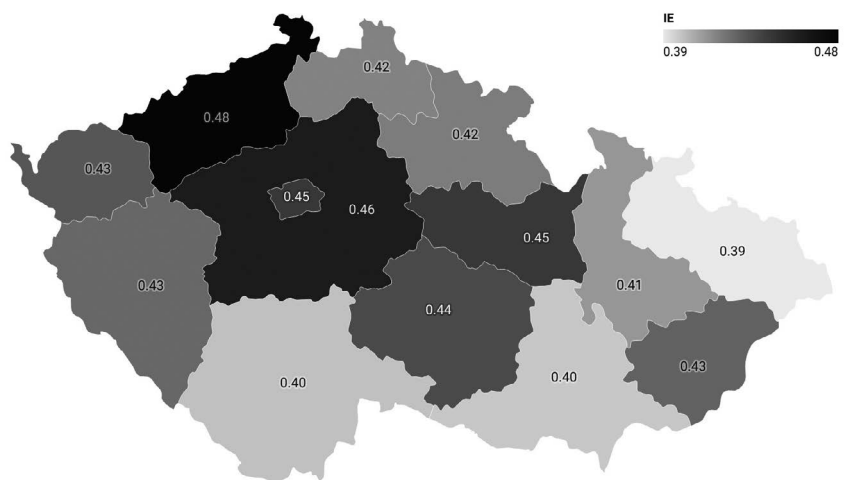
Rozdíly v přesnosti rozlišování mezi existujícími a neexistujícími položkami z oblasti matematiky (IA) dle kraje



Pozn.: Míra IA může nabývat hodnot -1 až 1 . Hodnota 1 odpovídá maximální obeznámenosti se všemi existujícími položkami a minimální obeznámenosti se všemi neexistujícími položkami. Hodnota -1 odpovídá minimální obeznámenosti se všemi existujícími položkami a maximální obeznámenosti se všemi neexistujícími položkami.

Graf 4C

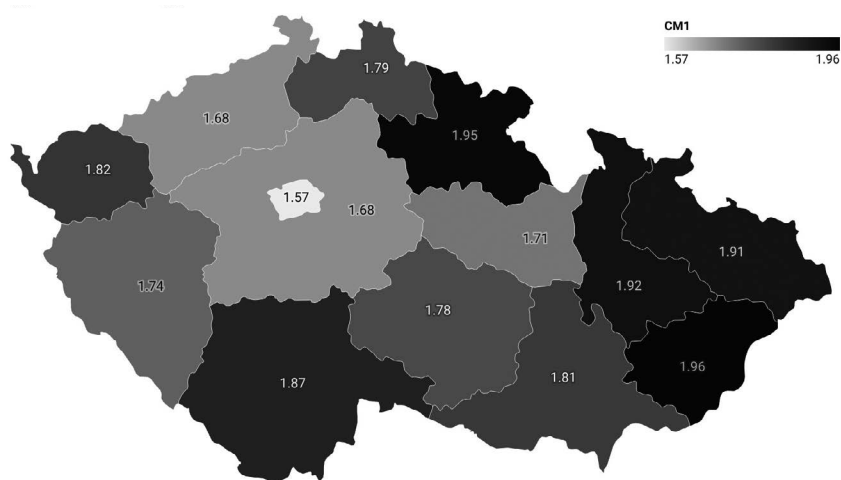
Rozdíly v tendenci reportovat obeznámenost s existujícími i neexistujícími položkami (IE) dle kraje



Pozn.: Míra IE může nabývat hodnot 0 až 1 . Hodnota 0 označuje nejnížší možnou obeznámenost s existujícími i neexistujícími položkami, hodnota 1 nejvyšší možnou obeznámenost.

Graf 5C

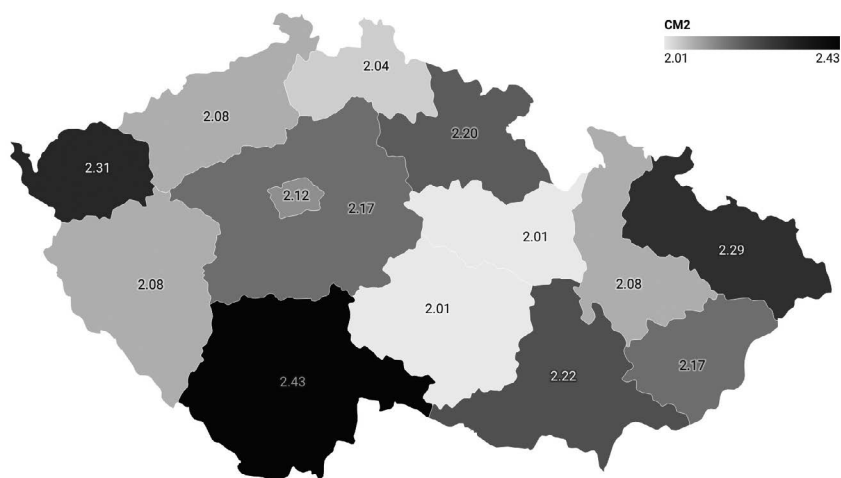
Rozdíly v průměrném hodnocení nejnižší úrovně učitelova řízení třídy (CM1) dle kraje



Pozn.: Míra CM1 může nabývat hodnot 1 až 4. Vyšší hodnota odpovídá vyšší míře souhlasu žáka s tím, že má daný učitel nad děním ve třídě kontrolu.

Graf 6C

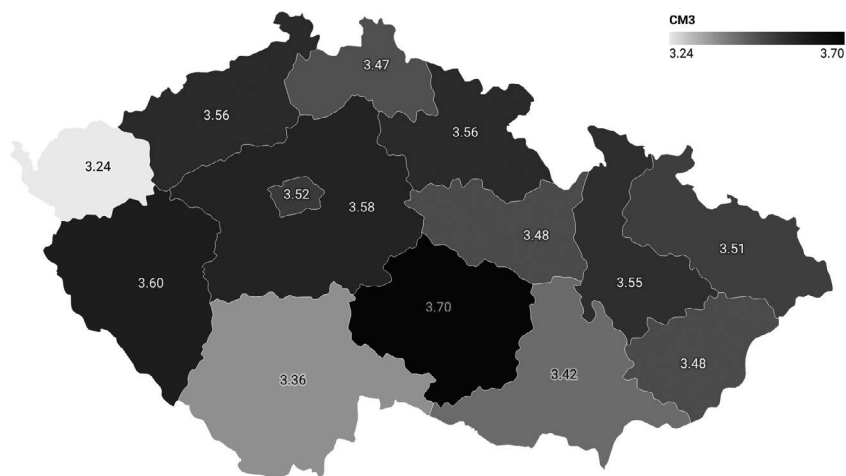
Rozdíly v průměrném hodnocení střední úrovně učitelova řízení třídy (CM2) dle kraje



Pozn.: Míra CM2 může nabývat hodnot 1 až 4. Vyšší hodnota odpovídá vyšší míře souhlasu žáka s tím, že má daný učitel nad děním ve třídě kontrolu.

Graf 7C

Rozdíly v průměrném hodnocení nejvyšší úrovně učitelova řízení třídy (CM3) dle kraje



Pozn.: Míra CM3 může nabývat hodnot 1 až 4. Vyšší hodnota odpovídá vyšší míře souhlasu žáka s tím, že má daný učitel nad děním ve třídě kontrolu.

